

Л.Якимова. Економетричне моделювання динаміки розвитку солідарної пенсійної системи України / Л.Якимова // Галицький економічний вісник. — 2011. — №2(31). — с.15-22 - (економіка та управління національним господарством)

УДК 330.4:519

Лариса ЯКИМОВА

ЕКОНОМЕТРИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ РОЗВИТКУ СОЛІДАРНОЇ ПЕНСІЙНОЇ СИСТЕМИ УКРАЇНИ

Резюме. Розроблено економетричну модель динаміки розвитку солідарної пенсійної системи, яка містить три поведінкових одночасних регресійних рівняння, що описують динаміку та структуру середньої пенсії, доходів та витрат Пенсійного фонду України (ПФУ), одне балансове рівняння та одну тотожність для оцінки дефіциту ПФУ та ставки заміщення. Оцінено параметри моделі двокроковим методом найменших квадратів на підставі статистичних даних за період 1991-2010 рр. та здійснено прогноз за умови інерційного розвитку системи.

The summary. The econometric model of dynamics of development of the redistributive pension system, which contains three behavior simultaneous regressive equation, describing dynamics and structure of average pension, profits and charges of pension the fund of Ukraine (PFU), one balance equation and one identity for the estimation of deficit PFU and replacement rate are developed. Model parameters are appraised by a two stage least-squares method by statistical data for period 1991-2010 and a forecast is carried out on condition of inertia development of the system.

Ключові слова: економетрична модель, солідарна пенсійна система, двокроковий метод найменших квадратів, прогноз.

Постановка проблеми. Необхідність проведення ефективної пенсійної реформи в Україні сьогодні вже ні у кого не викликає сумніву: ні у політиків, ні у роботодавців, ні у робітників, ні у пенсіонерів. Разом з тим, активно дискутуються питання про терміни та параметри реформування солідарної пенсійної системи, можливості й терміни впровадження другого накопичувального рівня пенсійної системи. За даних обставин особливої актуальності набувають дослідження з розроблення теоретико-методологічного інструментарію щодо моделювання траєкторій розвитку солідарної пенсійної системи, прогнозування наслідків її реформування для національної пенсійної системи та економіки країни у цілому.

Аналіз останніх досліджень. Окремим аспектам реформування солідарних пенсійних систем присвячують свої дослідження вітчизняні та закордонні науковці, зокрема, Мактаггарт Г. [1], Свенчіцкі М., Ткаченко Л., Чапко І. [2] в аспекті аналізу та вибору оптимального варіанта підвищення пенсійного віку в Україні, Баскаков В. [3] – прогнозування основних показників пенсійної системи Росії, Чубрик А. [4] – моделювання сценаріїв розвитку пенсійної системи Білорусі, до цього потрібно додати розроблені автором актуарну модель [5] та модель динаміки функціонування солідарної пенсійної системи [6], на підставі якої здійснено моделювання сценаріїв розвитку системи до 2050 р. Разом з тим, складність та багатофункціональність пенсійної системи потребує застосування широкого спектра відповідних методів та моделей дослідження, що зумовлює необхідність використання такого ефективного інструментарію, як економетричне моделювання.

Метою статті є розроблення економетричної моделі динаміки розвитку солідарної пенсійної системи України, що є основою для прогнозування її індикаторів та аналізу чинників, що впливають на стійкість системи, її спроможність забезпечити пенсіонерам гідні пенсії.

Виклад основного матеріалу. Методологічна схема економетричного моделювання динаміки розвитку солідарної пенсійної системи містить у собі: аналіз динаміки розвитку солідарної пенсійної системи України за весь час існування; формування та статистичну перевірку робочих гіпотез щодо індикаторів (показників) пенсійної системи та чинників, що їх визначають; побудову економетричної моделі та оцінку її адекватності; визначення прогнозних значень екзогенних змінних моделі; прогнозування ендогенних змінних за оціненою моделлю.

Першим кроком на шляху формування сучасної пенсійної системи України стало створення у грудні 1990 року Українського республіканського відділення Пенсійного фонду СРСР (постанова Ради Міністрів Української РСР і Ради Федерації незалежних профспілок України від 21 грудня 1990 року № 380), яке з січня 1992 року перетворено на Пенсійний фонд України (ПФУ). Цей факт означив революційну зміну ідеології функціонування пенсійної системи, яка відтепер в основному фінансово не спиралася на державний бюджет, а отримала цільові джерела поповнення коштів, власні механізми їх акумуляції та розподілу і, головне, залучила інших соціальних партнерів – роботодавців та працівників до фінансової участі у вирішенні питань пенсійного забезпечення [7]. З перших днів 1991 року нова пенсійна установа почала акумулювати страхові обов'язкові платежі підприємств і громадян та здійснювати

фінансування видатків органів соціального забезпечення на виплату пенсій. Після проголошення незалежності України в серпні 1991 року та прийняття в листопаді цього ж року Закону України «Про пенсійне забезпечення» сформувалася законодавча база функціонування Пенсійного фонду України. Таким чином, функціонування солідарної пенсійної системи України з 1991 року визначає часовий період аналізу та моделювання динаміки системи.

Економетричне моделювання динаміки розвитку солідарної пенсійної системи має на меті аналіз чинників, що впливають на стійкість системи, її спроможність забезпечити пенсіонерам гідні пенсії та прогнозування її основних індикаторів (результуючих показників). Виходячи з цього, введено робочі гіпотези. По-перше, основними індикаторами, що характеризують рівень державного пенсійного забезпечення, є середній розмір пенсії та ставка заміщення – співвідношення середньої пенсії та середньої заробітної плати. По-друге, основними індикаторами, що характеризують стійкість і платоспроможність солідарної пенсійної системи є доходи ПФУ, видатки ПФУ та дефіцит/профіцит ПФУ. По-третє, на розмір середньої пенсії, доходів ПФУ та видатків ПФУ впливає сукупність чинників (у даному дослідженні розглядаються лише кількісні чинники). Тому пропонується економетрична модель динаміки солідарної пенсійної системи, яка містить три поведінкових одночасних регресійних рівняння, одне балансове рівняння та одну тотожність:

$$P_t = f(PPF_t, NP_t; AE_t; E_t; Kp/e_t; GDP_t^I; CPI_{t-1}; P_{t-1}; t) \quad (\text{пенсія}), \quad (1)$$

$$RRPP_t = \frac{P_t}{AE_t} \quad (\text{ставка заміщення}), \quad (2)$$

$$PPF_t = f(AE_t; E_t; FPW_t; GDP_t; PPF_{t-1}; I_t; t) \quad (\text{доходи ПФУ}), \quad (3)$$

$$CPF_t = f(NP_t; P_t; GDP_t; PPF_t; CPF_{t-1}; t) \quad (\text{видатки ПФУ}), \quad (4)$$

$$\Delta PF_t = PPF_t - CPF_t \quad (\text{дефіцит/профіцит ПФУ}), \quad (5)$$

де P_t – середній розмір призначеної місячної пенсії пенсіонерам, які перебувають на обліку в органах ПФУ, грн.; $RRPP_t$ – ставка заміщення; PPF_t – доходи ПФУ, млн. грн.; CPF_t – видатки ПФУ, млн. грн.; ΔPF_t – дефіцит/профіцит ПФУ; NP_t – кількість пенсіонерів, тис. осіб; AE_t – середньомісячна заробітна плата, грн.; E_t – середньомісячна кількість зайнятого населення віком 15-70 років, тис. осіб; Kp/e_t – коефіцієнт економічного навантаження на зайнятих пенсіонерами, %; GDP_t – ВВП, млн. грн.; GDP_t^I – ВВП на душу населення, грн.; CPI_{t-1} – індекс інфляції (індекс споживчих цін); t – час, рік; FPW_t – фонд оплати праці, млн. грн.; I_t – середня ставка страхового внеску до ПФУ.

Проте кореляційний аналіз статистичних даних визначених показників та чинників (окремі з яких наведено в табл. 1) призвів до таких парадоксальних висновків: коефіцієнт економічного навантаження, індекс інфляції та середня ставка страхового внеску до ПФУ не впливають на жоден з показників системи; кількість пенсіонерів та кількість зайнятих мають середній вплив на показники системи. Решта показників-чинників показують сильну лінійну кореляційну залежність, тому вводяться до відповідних регресій (табл. 2). Разом з тим, змістовний характер моделі вимагає й залишення чинника «кількість пенсіонерів», більше того, при рівні значущості 0,05 коефіцієнт кореляції значно відрізняється від нуля, тобто корелює із визначеними показниками. Що стосується чинника часу, то він не вводиться, оскільки сильнішу залежність показують лагові змінні показників, що аналізуються. Отже, поведінкові рівняння є лінійними такого вигляду:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 PPF_t + \alpha_2 NP_t + \alpha_3 AE_t + \alpha_4 GDP_t^I + \alpha_5 P_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad (6)$$

$$PPF_t = \beta_0 + \beta_1 AE_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 PPF_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad (7)$$

$$\tilde{NP}_t = \gamma_0 + \gamma_1 PPF_t + \gamma_2 P_t + \gamma_3 NP_t + \gamma_4 GDP_t + \gamma_5 CPF_{t-1} + \varepsilon_{3t}, \quad (8)$$

де $\alpha_j (j = 5)$, $\beta_j (j = 0; 3)$, $\gamma_j (j = 0; 5)$ – невідомі параметри, які необхідно оцінити;

ε_{1t} , ε_{2t} , ε_{3t} – випадкові величини (залишки).

Таблиця 1

Вихідні дані та прогноз за економетричною моделлю*

t	P_t	PPF_t	CPF_t	NP_t	AE_t	GDP_t	GDP^I_t	ΔPF_t	$RRPP_t$
1991	0,001	0,34	0,285	13100	0,005	2,99	0,06	0,055	0,22
1992	0,005	5,08	3,978	13600	0,065	50,33	0,97	1,105	0,08
1993	0,097	133,6	123,2	14200	0,163	1483	28,42	10,4	0,60
1994	2,921	998,9	892,8	14500	14,28	12038	231,8	106,1	0,20
1995	11,56	4409,1	4312,0	14500	73,0	54516	1058	97,1	0,16
1996	38,70	7539,7	7572,7	14 488	126,0	81519	1595	-33,0	0,31
1997	51,90	9614,2	9530,6	14487	143,0	93365	1842	83,6	0,36
1998	52,20	9749,2	9702,2	14535	153,0	102593	2040	47,0	0,34
1999	60,70	12038,4	12067,7	14520	178,0	130442	2614	-29,3	0,34
2000	68,90	15425,4	14293,0	14530	230,0	170070	3436	1132,4	0,30
2001	83,70	18823,1	18068,5	14447	311,0	204190	4195	754,6	0,27
2002	122,5	21732,3	22834,7	14423	376,0	225810	4685	-1102,4	0,33
2003	136,6	26786,2	24452,6	14376	462,0	267344	5591	2333,6	0,30
2004	182,2	39869,1	39245,7	14348	590,0	345113	7273	623,4	0,31
2005	316,2	65733,3	64064,9	14065	806,0	441452	9372	1668,4	0,39
2006	406,8	72197,1	74007,5	14050	1041,0	544153	11630	-1810,4	0,39
2007	478,4	101379,8	99940,5	13937	1351,0	720731	15496	1439,3	0,35
2008	751,4	143488,2	150349,1	13819	1806,0	948056	20495	-6860,9	0,42
2009	898,4	148372,7	165590,0	13750	1906,0	913345	19832	-17217	0,47
2010	999,0	157900,0	192300,0	13721	2239,0	951705	20789	-34400	0,45
Прогноз 2011	1137,7	172085,5	209682,62	13583	2573,3	989774	21802	-37597	0,44

* Побудовано автором за даними [8–11].

Таблиця 2

Фрагмент кореляційної матриці*

	P_t	PPF_t	CPF_t	NP_t	AE_t	FPW_t	E_t
P_t	1	0,992	0,999	-0,446	0,993	0,968	-0,496
PPF_t	0,992	1	0,995	-0,437	0,997	0,987	-0,520
CPF_t	0,999	0,995	1	-0,445	0,996	0,977	-0,498

* Обчислено автором.

Але при виборі методу оцінювання параметрів моделі (6–8) виникає проблема порушення передумов застосування методу найменших квадратів. По-перше, це мультиколінеарність чинників (наприклад, ВВП та середня заробітна плата), проте серед економетристів однозначної думки з питання усунення мультиколінеарності немає [12, с. 69], оскільки усунення значущих чинників може призвести до зміщеності МНК-оцінок та негативно відобразитися на змістовному сенсі моделі. У даному дослідженні схиляємося саме до цієї школи.

По-друге, структурні зміни в демографії, економіці, грошовій та пенсійній системах України, що відбувались у період 1991–2010 рр., призводять до нестійкості параметрів моделі у часі. Тому з метою коректної ідентифікації існуючої ситуації в системі, необхідно на статистиці, що вивчається, виділити однорідні ділянки розвитку.

Кількісний аналіз динаміки визначених вартісних показників за допомогою ланцюгових коефіцієнтів зростання $k_{\varphi} = \frac{y_t}{y_{t-1}}$ та приросту $k_r = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}$ показав їх близьке до стабільного

значення, починаючи з 1997 року. Наприклад, значення ланцюгових коефіцієнтів зростання доходів ПФУ лежать у межах [1;1,6] (рис. 1), а приросту [0,01;0,6]. Аналогічна динаміка спостерігається для решти вартісних показників. Отже, є підстави виділити у розвитку вартісних показників такі два періоди: 1991–1996 рр. та 1997–2010 рр. Якими подіями це зумовлено? По-перше, це параметричні перетворення у пенсійній системі: постановою Верховної Ради України № 36/96 від 07.02.96 «Про внесення змін до Постанови Верховної Ради України «Про порядок введення в дію Закону України «Про внесення змін і доповнень до Закону України «Про пенсійне забезпечення» було визначено, що з лютого 1996 р. внески на пенсійне страхування сплачуються одночасно з отриманням коштів в установах банку. По-друге, проведення грошової реформи згідно з Указом Президента України № 762/96 від 25.08.96 «Про грошову реформу в Україні», починаючи з 2 вересня 1996 р. вводиться в обіг національна валюта – гривня. Введення гривні за рахунок деномінації у 100 000 разів усіх складових грошової маси частково сприяло зменшенню темпів інфляції та дало можливість значною мірою стабілізувати грошовий обіг у країні.

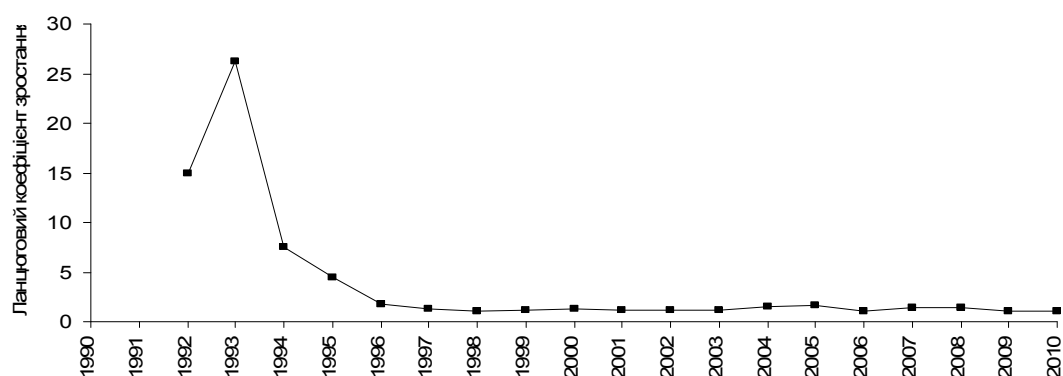


Рис. 1. Динаміка ланцюгового коефіцієнта зростання доходів Пенсійного фонду України

Що стосується зміни кількості пенсіонерів, то тут варто виділити три періоди: 1991–1994 рр. (стале зростання), 1995–2000 рр. (нестала рівновага), 2001–2010 рр. (стале скорочення) (рис. 2).

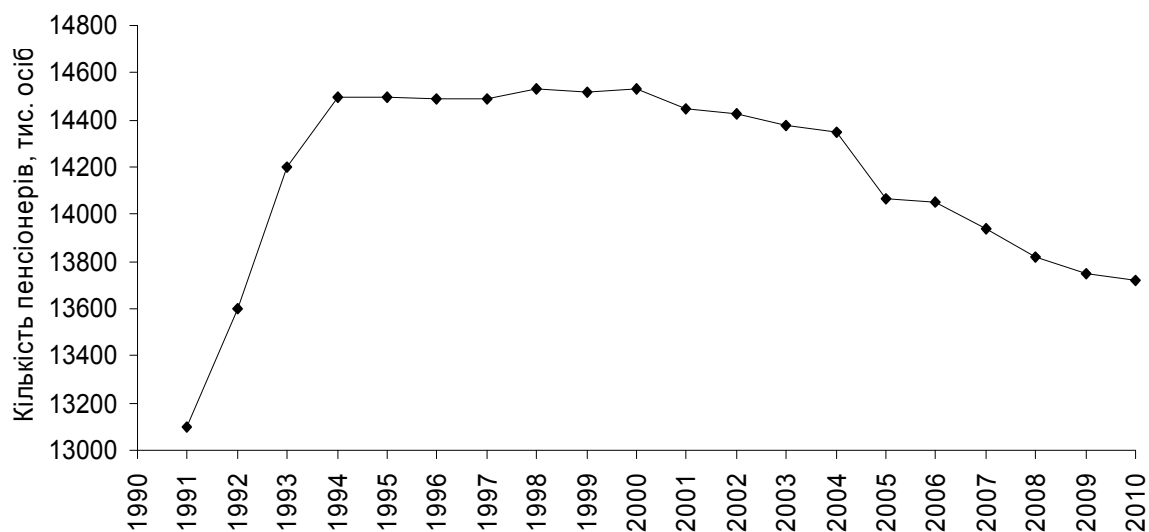


Рис. 2. Динаміка кількості пенсіонерів

Для дослідження структурних змін, тобто оцінювання кусково-лінійних функцій, економетрія пропонує так звані фіктивні змінні (dummy variables) [12, с. 72], тому для чинника «кількість пенсіонерів» вводиться фіктивна змінна

$$dNP_t = (NP_t - NP_{t_0}) \cdot R_t, \quad (9)$$

$$\text{де } R_t = \begin{cases} 0, & \text{якщо } t \leq t_0; \\ 1, & \text{якщо } t > t_0. \end{cases}$$

Згідно з проведенням аналізом приймається $t_0 = 2000$. Аналогічно вводяться фіктивні змінні dAE_t , dDP_t , dDP_t^l , що відображають зміни тенденцій заробітної плати, ВВП та ВВП на душу населення відповідно, для яких приймається $t_0 = 1996$.

Таким чином, остаточна економетрична модель динаміки розвитку солідарної пенсійної системи України має вигляд:

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 PPF_t + \alpha_2 NP_t + \alpha_3 AE_t + \alpha_4 GDP_t^l + \alpha_5 P_{t-1} + \alpha_6 dNP_t + \alpha_7 dAE_t + \alpha_8 dGDP_t^l + \varepsilon_{1t}, \quad (10)$$

$$PPF_t = \beta_0 + \beta_1 AE_t + \beta_2 GDP_t + \beta_3 PPF_{t-1} + \beta_4 dAE_t + \beta_5 dGDP_t + \varepsilon_{2t}, \quad (11)$$

$$\tilde{NP}_t = \gamma_0 + \gamma_1 PPF_t + \gamma_2 P_t + \gamma_3 NP_t + \gamma_4 GDP_t + \gamma_5 CPF_{t-1} + \gamma_6 dNP_t + \gamma_7 dGDP_t + \varepsilon_{3t}, \quad (12)$$

$$\Delta PPF_t = PPF_t - CPF_t, \quad (13)$$

$$RRPP_t = \frac{P_t}{AE_t}. \quad (14)$$

Модель (10–14) має ендогенні змінні P_t , PPF_t , CPF_t , ΔPPF_t , $RRPP_t$, екзогенні змінні NP_t , AE_t , GDP_t , GDP_t^l , крім того, включає наперед визначені (лагові) змінні P_{t-1} , PPF_{t-1} , CPF_{t-1} та фіктивні змінні dNP_t , dAE_t , dDP_t , dDP_t^l . Оскільки для системи регресій (11), (10), (12) матриця параметрів при ендогенних змінних PPF_t , P_t , CPF_t має трикутний вигляд

$$B = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 \\ \alpha_1 & -1 & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & -1 \end{pmatrix}, \quad (15)$$

то дана модель є рекурсивною. Більше того, регресії цієї моделі є надідентифікованими, тому для оцінювання їх параметрів обирається двокроковий метод найменших квадратів (2МНК), який дозволяє отримати змінні некорельовані із залишками ε_t . Сутність цього методу у даному випадку полягає в наступному: на першому кроці будуються регресії ендогенних змінних P_t , PPF_t , CPF_t від усієї сукупності екзогенних, лагових та фіктивних змінних однокроковим методом найменших квадратів (1МНК). На другому – оцінюються параметри поведінкових рівнянь 1МНК, при підстановці в їх праві частини отриманих на першому кроці оцінок ендогенних змінних. Отже, на підставі даних за 1991–2010 рр. отримано такі 2МНК-оцінки поведінкових рівнянь:

$$P_t = -71,326 + 0,007 PPF_t + 0,005 NP_t + 1,239 AE_t - 0,109 GDP_t^l + 0,299 P_{t-1} + 0,078 dNP_t - 1,115 dAE_t + 0,0798 dGDP_t^l, \quad (16)$$

$$PPF_t = -207,794 - 189,885AE_t + 0,334GDP_t + 0,190PPF_{t-1} + 213,780_4dAE_t - 0,245dGDP_t, \quad (17)$$

$$\tilde{NPF}_t = -9574,49 + 0,552PPF_t + 130,496P_t + 0,697NP_t - 0,024GDP_t - 0,0387CPF_{t-1} + 16,026dNP_t + 0,014dGDP_t. \quad (18)$$

Дисперсійний аналіз (наприклад, нормовані коефіцієнти множинної детермінації дорівнюють $R^2_{\tilde{NPF}_t} = 0,9952$, $R^2_{PPF_t} = 0,9948$, $R^2_{P_t} = 0,9975$ відповідно) і тестування відповідних статистичних гіпотез довели адекватність побудованої моделі. Цей висновок підтверджується й візуальним дослідженням графіків підбору (рис. 4–6).

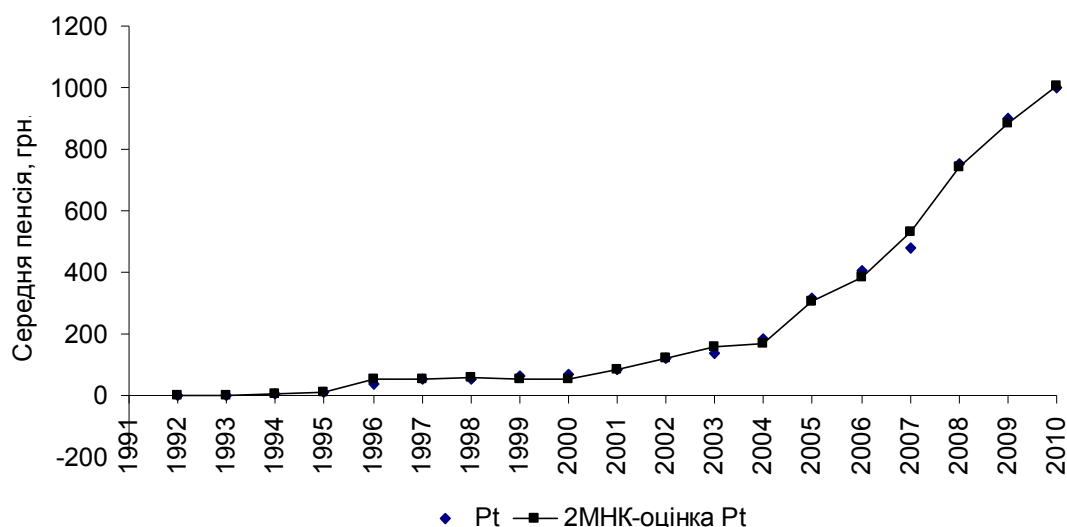


Рис. 4. Динаміка фактичних та оцінених значень середньої пенсії

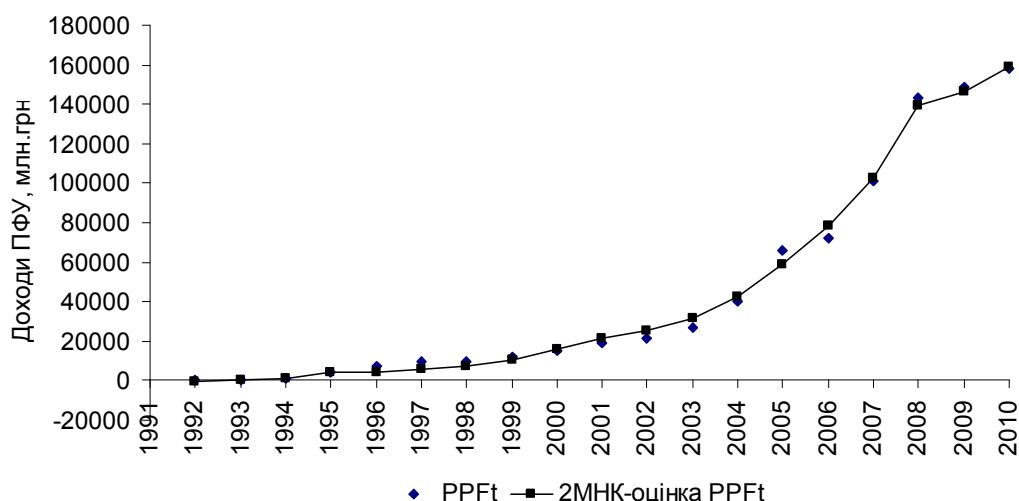


Рис. 5. Динаміка фактичних та оцінених значень доходів ПФУ

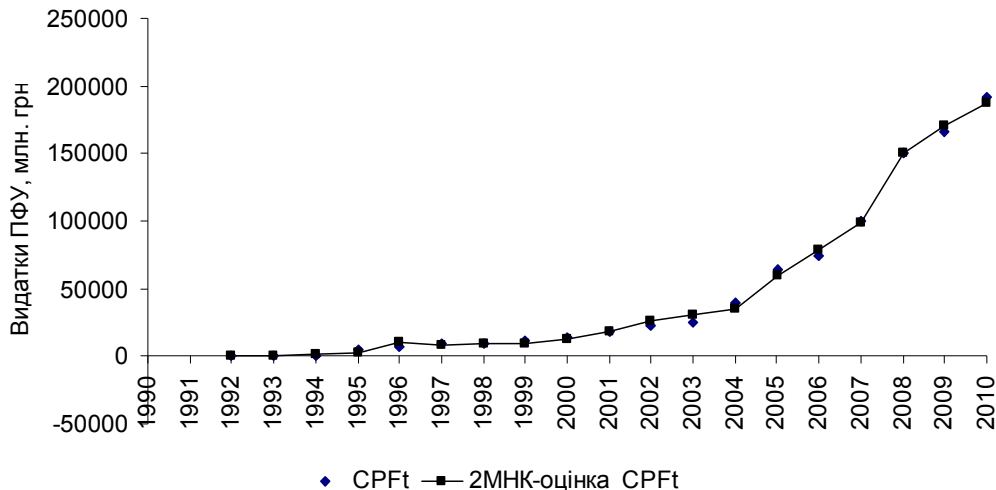


Рис. 6. Динаміка фактичних та оцінених значень витрат ПФУ

Отже, оцінена економетрична модель є адекватною статистичним даним, що дає підстави використовувати її для аналізу та прогнозування динаміки розвитку солідарної пенсійної системи. Але недоліком економетричних моделей є можливість їх використання лише для короткотермінових прогнозів (для здійснення довготермінових прогнозів автором запропоновано модель динаміки функціонування солідарної пенсійної системи [6] у вигляді диференціальних та різницевих рівнянь).

Прогнозування динаміки екзогенних змінних може бути здійснено якісними (наприклад, експертні оцінювання) та кількісними методами. У даному дослідженні прогнозування кількості пенсіонерів та середньої заробітної плати на 2011 р. здійснено за трендовими моделями

$$NP_t = 193103 - 89,262t, \quad R^2 = 0,9630. \quad (15)$$

$$AE_t = 8 \cdot 10^{-194} \exp(0,225t), \quad R^2 = 0,9904. \quad (16)$$

Що стосується прогнозування ВВП, то тут доцільно скористатися оцінками фахівців Міжнародного рейтингового агентства Moody's, Світового банку та ЄБРР (Європейського банку реконструкції та розвитку), які одноставно прогнозують у 2011 р. темпи зростання ВВП України на рівні 4% [13]. А при прогнозуванні ВВП на душу населення використано прогнозні розрахунки НДІ праці й зайнятості населення Мінпраці та НАН України (45 398 000 осіб за базовим прогнозом) [14]. Обчислені таким чином прогнозні значення екзогенних змінних та оцінені за моделлю (16–18) точкові прогнозні значення ендогенних змінних наведено в табл. 1.

Висновки. Таким чином, у випадку інерційного розвитку солідарної пенсійної системи України, тобто не проведення її параметричного реформування, дефіцит пенсійного фонду у 2011 р. складе 37,597 млрд. грн., а витрати на пенсійне забезпечення – 23,09% ВВП проти 20,21% у 2010 р. Саме ці результати проведеного моделювання потребують від уряду якнайскорішого проведення параметричних та структурних реформ національної пенсійної системи, оскільки урядом у Програмі економічних реформ на 2010-2014 рр. [15] визнано одним з індикаторів успіху пенсійної реформи досягнення співвідношення пенсійних витрат та ВВП не більше 12% до 2014 року. Отже, запропоновані теоретичні, методичні та практичні рекомендації складають теоретико-методологічний базис коригування соціально-економічної політики України.

Використана література

1. МакТаггарт, Г. Підвищення пенсійного віку: "за" і "проти" [Текст] / Г. МакТаггарт // Суспільство і соціальна політика. – 2010. – №4. – С. 34–35.
2. Свенчіцкі, М. Демографічні та фінансові передумови пенсійної реформи в Україні: прогноз – 2050 [Текст] / М. Свенчіцкі, Л. Ткаченко, І. Чапко. – К.: Аналітично-дорадчий центр Блакитної стрічки, 2010. – 72 с.
3. Баскаков, В.Н. Пенсионная реформа в Российской Федерации: Актуарная экспертиза [Текст] / В.Н. Баскаков, М.Е. Баскакова, В.В. Елизаров. – М.: Экономистъ, 2008. – 234 с.
4. Пенсионная система Беларуси: отношение населения и сценарии изменений [Текст]; под ред. А. Чубрика. – СПб.: Невский простор, 2008. – 130 с.
5. Якимова, Л.П. Актуарна модель солідарної пенсійної системи [Текст] / Л.П. Якимова // Економіка: проблеми теорії та практики / Збірник наукових праць. Випуск 262: В 12 т. Том Х. – Дніпропетровськ: ДНУ, 2010. – С. 2528–2537.
6. Якимова, Л.П. Модель динаміки функціонування солідарної пенсійної системи [Текст] / Л.П. Якимова // Науково-виробничий журнал «Держава та регіони» (Серія «Економіка та підприємництво»). – Запоріжжя: КПУ, 2010. – №6. – С. 179–184.
7. Історичні аспекти розвитку пенсійної системи, передумови та мета створення Пенсійного фонду [Електронний ресурс]: Офіційний веб-сайт Пенсійного фонду України. – Режим доступу: <http://www.pfu.gov.ua>
8. Офіційний сайт Державного комітету статистики України [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.ukrstat.gov.ua/>
9. Про результати аналізу формування та виконання бюджету Пенсійного фонду України [Текст] / Підготовлено департаментом контролю використання коштів цільових бюджетних та державних позабюджетних фондів і затверджено постановою Колегії Рахункової палати від 22.11.2002 № 28–2. – Київ: Рахункова палата України, 2002. – Випуск 18. – 27 с.
10. Про результати аналізу та перевірки формування і виконання бюджету Пенсійного фонду України / Підготовлено департаментом з питань соціальної політики та державного управління і затверджено постановою Колегії Рахункової палати від 09.08.2005 № 17–2. – Київ: Рахункова палата України, 2005. – Випуск 20. – 33 с.
11. Звіт про результати аналізу формування та виконання бюджету Пенсійного фонду України [Текст]. – К.: Рахункова палата України, 2010. – 36 с.
12. Магнус, Я.Р. Эконометрика: начальный курс [Текст] / Я.Р. Магнус, П.Л. Катышев, А.А. Пересецкий. – М.: Дело, 1997. – 248 с.
13. Панченко, Ю. Показательное отступление [Текст] / Ю. Панченко // Коммерсантъ Украина. – 2011. – №43. – С.1.
14. Прогноз чисельності економічно активного населення (робочої сили) у цілому по країні та в розрізі регіонів на період до 2020 року [Електронний ресурс]: Офіційний веб-сайт Міністерства соціальної політики України. – Режим доступу: http://mlsp.kmu.gov.ua/control/uk/publish/article?jsessionid=54F9214103B7B456B090C5926E8DED4F?art_id=108140&cat_id=102037.
15. Заможне суспільство, конкурентоспроможна економіка, ефективна держава. Програма економічних реформ на 2010-2014 рр. // [Електронний ресурс]: Комітет з економічних реформ при Президентові України. Версія для обговорення 2 червня 2010 р. – Режим доступу: http://www.pravda.com.ua/files/0/9/programa_reform.pdf.